

医保扶贫政策对农村低收入人口 医疗服务利用的影响研究*

陈钰晓^{1,4,5} 赵绍阳² 卢历祺³

摘要：有效发挥社会医疗保障的贫困阻断功能，是巩固拓展脱贫攻坚成果、增强脱贫地区和脱贫群众内生发展动力的重要基础。本文基于中国家庭追踪调查2014年、2016年和2018年三期数据，通过构建双重差分模型，评估医保扶贫政策对农村低收入人口医疗服务利用的影响。实证结果表明：医保扶贫政策通过提高医保待遇水平，显著增加了农村低收入人口的医疗服务利用。通过一系列稳健性和安慰剂检验，此结论依然稳健。医保扶贫政策能够显著促进农村低收入家庭成年人的医疗服务利用，而对农村低收入家庭儿童的医疗服务利用没有明显影响。低收入家庭缺乏与儿童相关的健康知识和技能可能导致了这种异质性影响。因此，要保障低收入人口医保待遇，强化对低收入人口的健康教育。

关键词：医保扶贫 医疗服务利用 健康状况 健康素养

中图分类号：F323.89；F842.684 **文献标识码：**A

一、引言

“十三五”时期，中国精准扶贫工作取得了巨大成就。在完成了消除绝对贫困艰巨任务的基础上，如何巩固拓展脱贫攻坚成果就成为政府面临的重大课题。而巩固脱贫攻坚成果至关重要的一个方面就是防止农户因病返贫。疾病冲击会导致农户劳动生产率下降，贫困脆弱性增强。受制于流动性约束以及健康素养欠缺，低收入人口无法及时有效地获得医疗服务，这导致他们的健康状况进一步下降，最终陷入“健康—贫困”陷阱（Wagstaff, 2002）。因此，需要充分发挥社会医疗保障制度的贫困阻断功能，为增强脱贫群众内生发展动力奠定健康基础。

中国农村低收入人口享受的医疗保险经历了“普惠”“特惠”两个阶段。第一阶段为实施新型农村合作医疗制度（以下简称“新农合”）时期（2003—2015年）。新农合在一定程度上降低了疾病冲击对家庭的负面影响（黄薇，2019），但在减缓贫困方面存在一定的局限性，这主要体现在新农合具有“重

*本文是国家自然科学基金面上项目“老年人医疗保障、医疗支出与储蓄问题研究”（编号：71773080）、国家自然科学基金面上项目“临终前医疗支出水平及其经济效率的实证评价”（编号：72273094）、郑州大学青年人才创新团队支持计划项目“乡村振兴对县级政府治理能力的影响及对策研究”的阶段性成果。文责自负。本文通讯作者：赵绍阳。

覆盖、轻保障”“重普惠、轻特惠”的特点。新农合对低收入人口的保障力度有限，难以充分满足低收入人口的医疗保障需求。尽管新农合规定的住院费用报销比例已经达到 75%，但是，农村患者的次均住院费实际报销比例仅为 50%左右，重病患者的报销比例往往更低（张仲芳，2017），农村低收入人口的医疗负担仍然较重。第二阶段为脱贫攻坚时期（2016—2020 年）。为充分发挥医疗保险抵御风险、减缓贫困的作用，国家 15 个部委在 2016 年联合发布《关于实施健康扶贫工程的指导意见》，旨在针对性提高低收入人口的医疗保险覆盖范围和保障水平。在此背景下，各省（区、市）相继出台了以提高个人缴费财政补贴额度、提升住院费用报销比例为核心的具有特惠性质的医保扶贫政策。2021 年至今为医保扶贫政策过渡时期，针对低收入人口的医保政策仍处于调整探讨阶段。在完成消除绝对贫困的任务后，取消特惠性质的医保扶贫政策会导致低收入人口无法有效防范因病致贫风险，但是，若将医保扶贫政策简单推广至全体居民，不仅有违效率原则，还会造成财政和医保基金支出双重压力（林万龙和刘竹君，2021）。因此，实现医保政策的平稳过渡，为增强脱贫群众内生发展动力提供持续健康保障是当前亟待解决的问题，而破解这一难题首先要对医保政策的实施效果以及农村低收入人口的医疗服务利用情况有清晰的认识。

现有文献多考察第一阶段实施新农合对农村居民的影响，普遍认为新农合的实施显著改善了参合者“有病不医”的状况，通过提高医疗可及性改善了农民健康状况，并通过降低疾病冲击的负向影响提高了农民实际收入，有效降低了贫困发生率（齐良书，2011；程令国和张晔，2012）。方迎风和周辰雨（2020）进一步指出：从长期看，新农合显著提升了农户的健康素养，并通过提高投资、减少疾病冲击下的儿童辍学率、提高居民收入、降低医疗支出等渠道显著减少了农村因病致贫现象。城乡居民基本医疗保险制度（以下简称“城乡居民医保”）的建立整合了碎片化的社会医疗保险制度，强化了农民医疗服务保障程度（胡宏伟等，2012）。从补偿和受益公平性角度看，城乡居民医保通过增加对低收入者的医疗费用补偿，提高了他们的医疗服务利用水平和健康状况（赵绍阳等，2015；马超等，2015；杳钰淇等，2020；范红丽等，2021）。但是，也有学者指出：在医疗资源分布不均匀的情况下，高收入人群因具有更高的健康素养和更强的支付能力而享有更多、更优质的医疗服务，其基本医疗保险受益程度超过低收入人群，从而引发医疗服务“穷人补贴富人”问题，加剧健康不平等（解垚，2009；周钦等，2016）。在收入改善方面亦是如此：普惠性质的医保政策可以在一定程度上缓解因病致贫、因病返贫等问题，但对中高收入家庭的收入促进效果更好，引发“目标上移”和收入差距扩大等问题（李实等，2016；黄薇，2017）。新农合与城乡居民医保改善了农村低收入人口的医疗服务利用，降低了其贫困脆弱性，但也加剧了医疗服务、健康、收入等方面的不平等程度。

现有关于第二阶段特惠性质医保扶贫政策的研究多是定性分析，缺少对政策实施效果的量化分析。李静（2019）、汪三贵和刘明月（2019）等肯定了医保扶贫政策在提升低收入人口医疗服务利用水平、促进其人力资本积累等方面的作用，并分析医保扶贫政策面临的挑战并提出优化路径。但是，由于缺乏全国微观层面数据的支撑，已有研究大多从政策设计角度展开讨论，医保扶贫政策实施效果和作用机制等方面的实证研究有待丰富。陈昊等（2020）围绕精准扶贫政策对低收入人口医疗服务利用的影响进行了有益探索，发现精准扶贫政策通过收入效应和工作效应增加了低收入人口的就医可能，但研

究未涉及医保扶贫政策本身。鉴于此，本文基于 2014 年、2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据，研究医保扶贫政策对农村低收入人口医疗服务利用情况的影响以及医保扶贫政策发挥作用的渠道，并考察其对不同群组的异质性影响以及对低收入人口健康状况的改善情况。总结医保扶贫政策实施的经验，能够为建立防范因病返贫的长效机制提供依据，为巩固拓展脱贫攻坚成果提供有益启示。

本文的边际贡献有以下几个方面：第一，不同于现有文献主要关注普惠医保政策的实施效果，本文研究了医保扶贫政策对低收入人口医疗服务利用的影响。本文将研究领域从广延边际（即低收入人口有无医保）拓展到集约边际（即低收入人口医保待遇提升），丰富了低收入人口医疗服务利用的相关研究。第二，医保扶贫政策针对性地提高了农村低收入人口的住院费用报销比例，本文利用这一外生政策冲击，借助双重差分方法，更有效地识别医保待遇变化对农村低收入人口医疗服务利用和健康的影响，并通过异质性分析探索了制约不同低收入人口医疗服务利用的关键因素。

二、政策背景与理论分析

（一）医保扶贫政策实施背景

中国已经建立起由城镇职工基本医疗保险和城乡居民基本医疗保险两大公共医保体系组成的全民基本医疗保障网。其中：城镇职工医保制度建设始于 20 世纪 90 年代末，其参与者为城镇职工，缴费由企业和职工共同负担；城乡居民基本医疗保险由新农合和城镇居民医疗保险两项制度合并而来，主要覆盖农村居民和城镇非从业居民，以家庭缴费为主，政府给予适当补助。随着城乡居民基本医疗保险覆盖范围的不断扩大，家庭应对疾病冲击的能力逐步增强，因病致贫、因病返贫的现象得到缓解。

但是，城乡居民基本医疗保险实行属地原则，筹资方式、报销比例等在同一属地范围内是统一的，未能充分考虑低收入人口的特殊情况，医保扶贫的精准性无法得到充分体现。同时，不同群体的医疗保险报销比例是相同的，这决定了整体医保待遇水平不高，医疗保险对低收入人口医疗服务利用的影响有限，低收入人口“看病贵、看病难”的问题没有得到根本解决。为保障医保政策更精准对接低收入人口需求，2016 年国家卫生计生委等 15 个部委联合发布《关于实施健康扶贫工程的指导意见》，提出开展健康扶贫工程，保障低收入人口享有基本医疗卫生服务。在此背景下，各省（区、市）相继出台以财政补贴个人缴费、提升住院费用报销比例为核心的医保扶贫政策。医保扶贫政策主要包括两个方面：第一，政府补贴低收入人口参加基本医疗保险的个人缴费，提高低收入人口医保覆盖率，实现应保尽保，其中，安徽等省份全额补贴保费，山东等省份部分补贴保费；第二，提升低收入人口住院费用报销比例，提高低收入人口综合医疗保障水平，最大程度地减轻低收入人口医疗费用负担。

（二）理论分析

西方关于低收入人口医疗服务需求价格弹性的研究主要围绕社会医疗保险项目（Medicaid，以下简称“医疗补助制度”）展开。Lurie et al.（1986）通过将政府缩小医疗补助制度覆盖范围作为事件冲击研究发现：退出医疗补助制度群体获得医疗服务的机会显著下降，费用提高是导致这一现象的主要原因。Currie and Gruber（1996）发现：医疗补助制度的推广显著改善了母亲产前护理，降低了儿童死

亡率，并有效降低了婴儿死亡率和出生低体重率。Finkelstein et al. (2012) 研究了美国俄勒冈州标准医疗保险计划（医疗补助制度的一种形式）的实施效果，研究发现：标准医疗保险计划使居民住院概率增加 30%，服用任何处方药的概率增加 15%，门诊就诊的概率增加 35%，低收入群体对医疗服务价格更加敏感。医保扶贫政策受益对象为低收入人口，其主要通过补贴个人缴费降低参保门槛、提高住院费用报销比例降低医疗服务价格来发挥作用。低收入人口面临较强的收入约束，加之其营养健康水平往往更差，因此，他们对医疗服务价格更加敏感，其医疗服务价格弹性更大。提高低收入人口医保待遇会有效降低医疗服务价格，提升低收入人口的医疗服务利用水平。及时有效获取医疗服务会改善低收入人口的健康状况，并且，他们在享受医疗服务的过程中也会更加了解自身的健康状况，从而提升低收入人口健康素养，具体如图 1 所示。因此，本文提出研究假说 H1。

H1：医保扶贫政策会增加低收入人口的医疗服务利用。

医保扶贫政策对医疗服务利用的作用受到健康素养的影响。健康素养是指个体获得、理解和处理基本的健康信息或服务，并做出正确的与健康相关决策的能力（Jones and Furner, 1998）。健康素养是一种重要的健康资本，如果居民无法感知、理解自身健康状况的变化，那么，即使医疗服务价格下降，他们也不能做出正确的医疗决策，因此，健康素养在促进医疗服务利用中发挥着关键作用（Schillinger et al., 2002；赵绍阳等, 2020；Giles et al., 2021）。低收入人口健康素养水平往往偏低，可能会阻碍医保扶贫政策发挥作用。

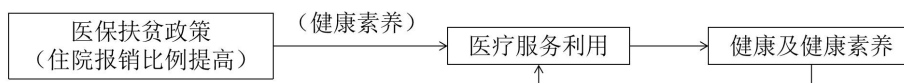


图 1 医保扶贫政策对低收入人口医疗服务利用、健康的影响路径

低收入人口在医疗服务利用过程中会增强对自身健康状况的了解，从而提升自身健康素养：一方面，他们会更清晰地认识到患病的症状和疾病产生的不良后果；另一方面，他们也会逐渐掌握处理所患疾病的正确方法。随着健康素养的提升，低收入人口更有能力识别患病情况，并逐步摒弃“小病不用治，大病治不了”的错误观念，他们的医疗服务利用水平将得到进一步提升。医疗服务利用与健康素养之间长期相互作用会形成一种良性循环，帮助低收入人口彻底跳出“健康—贫困”陷阱。据此，本文提出研究假说 H2。

H2：医疗服务利用与健康素养之间存在互动关系，这会影响医保扶贫政策实施效果。

三、数据与模型设定

（一）数据来源

本文采用 CFPS2014 年、2016 年和 2018 年三期调查数据来开展研究。该调查是由北京大学中国社会科学调查中心实施的具有全国代表性的大型微观入户调查，两年实施一次。选取 CFPS 数据库研究医保扶贫政策实施效果的优势在于：该数据库数据刚好覆盖医保扶贫政策实施前后年份，可以很好地考察医保扶贫政策对低收入人口医疗服务利用以及健康的影响。为了研究医保扶贫政策的实施效果，

本文匹配了 2014 年、2016 年和 2018 年均参加调查的个体，获得三期追踪数据。由于医保扶贫政策针对的是建档立卡贫困户，笔者选择农村居民作为研究对象。经过数据清理，本文研究共获得 48711 个农村居民样本个体。

（二）变量选取

1.被解释变量。本文选取“农村居民医疗服务利用水平”作为被解释变量，具体包含过去 12 个月是否因病住院、过去 12 个月住院总费用、过去 12 个月住院以外医疗费用、过去 12 个月总医疗费用、自付医疗费用 5 个指标。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为是否为低收入人口。根据国家精准扶贫政策，笔者将 2014 年、2016 年和 2018 年历次调查时年人均收入低于 2300 元（2010 年不变价）的居民定义为低收入人口，赋值为 1。此处参考陈昊等（2020）的做法，排除以下情况（“六不评”）：第一，家庭成员在国家机关或国有企业工作且有稳定收入；第二，家庭成员担任村支书或村主任；第三，家庭在城镇有商品房、门市房（不含因灾重建、拆迁建房）；第四，家庭成员有小汽车、面包车、工程机械和大型农具；第五，家庭成员作为企业法人或股东在工商部门注册有企业且有年审记录或长期雇用他人从事生产经营；第六，家庭成员高价择校读书、在高价私立学校读书或自费出国留学。结合 CFPS 数据的可获得性，笔者利用问卷题项“公司/单位/生意类型”识别第一种情况，若农村居民选择的工作单位或雇主性质为政府部门、党政机关、人民团体、事业单位、国有企业，则低收入人口赋值为 0；利用问卷题项“汽车拥有情况”和“农用机械总值”识别第四种情况，若农村居民回答家中有汽车或农用机械价值超过 1000 元，则低收入人口赋值为 0；利用问卷题项“总房贷”识别第三种情况，若农村居民存在贷款买房的情况，则低收入人口赋值为 0。由于数据所限，第二种、第五种和第六种情况暂时无法识别，但是，家庭成员担任村支书或村主任、家庭成员为企业法人或股东以及在高额学费私立学校读书的样本毕竟很少，不会对结果产生太大影响。同时，由于多地实行脱贫不脱政策的规定，样本个体若在调查年份被认定为低收入人口，则此后年份都赋值为 1。

本文的另一个核心解释变量为是否已实施医保扶贫政策，为时间虚拟变量。中央在 2016 年决定实施医保扶贫政策，各省（区、市）于 2016 年和 2017 年陆续贯彻实施，而 CFPS 问卷询问的是过去 12 个月的信息，故在 2014 年和 2016 年，是否已实施医保扶贫政策变量赋值为 0，在 2018 年则赋值为 1。在 CFPS2016 年第四轮全国调查中，访谈时间集中在 2016 年 7 月至 11 月，但后期也存在部分样本的调查时间延后至 2017 年，与各地区医保扶贫政策实施时间存在重合，为保证政策效果识别的准确性，笔者删除了这类样本。

3.控制变量。本文选择年龄、性别、婚姻状况、工作状况、受教育程度、健康程度自评作为个体层面的控制变量，选择家庭规模、家庭总收入作为家庭层面的控制变量，选择所在省份基层医疗卫生机构数量、基层医疗卫生机构床位数作为省份层面的控制变量。

本文研究中所有变量的含义以及描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量含义与描述性统计

| 变量名称 | 变量含义和赋值 | 均值 | 标准差 |
|------------------|---|----------|----------|
| 过去 12 个月是否因病住院 | 农村居民过去 12 个月是否因病住院：是=1，否=0 | 0.1123 | 0.3158 |
| 过去 12 个月住院总费用 | 农村居民过去 12 个月住院总费用（元），取对数 | 0.9336 | 2.6817 |
| 过去 12 个月住院以外医疗费用 | 农村居民过去 12 个月住院以外医疗费用（元），取对数 | 4.3546 | 3.0922 |
| 过去 12 个月总医疗费用 | 农村居民过去 12 个月总医疗费用（元），取对数 | 4.7212 | 3.2342 |
| 自付医疗费用 | 农村居民自付医疗费用（元），取对数 | 4.5182 | 3.1657 |
| 是否为低收入人口 | 是否为低收入人口：是=1，否=0 | 0.2115 | 0.4084 |
| 是否已实施医保扶贫政策 | 政策实施时间：调查年份为 2014 年或 2016 年=0，调查年份为 2018 年=1 | 0.3333 | 0.4714 |
| 年龄 | 农村居民年龄（岁） | 39.209 | 21.509 |
| 性别 | 农村居民性别：男=1，女=0 | 0.4888 | 0.4999 |
| 婚姻状况 | 农村居民婚姻状况：在婚=1，其他=0 | 0.8324 | 0.3735 |
| 工作状况 | 农村居民工作状况：工作=1，未工作=0 | 0.6165 | 0.4862 |
| 受教育程度 | 农村居民受教育程度：文盲或半文盲=1，小学=2，初中=3，高中、中专、技校或职高=4，大专=5，大学本科=6，硕士=7 | 2.1146 | 1.1302 |
| 健康程度自评 | 农村居民健康程度：非常健康=1，很健康=2，比较健康=3，一般健康=4，不健康=5 | 3.0074 | 1.277 |
| 家庭规模 | 家庭总人口数（人） | 4.6755 | 2.0402 |
| 家庭收入 | 家庭总收入（元） | 49986.59 | 99987.09 |
| 基层医疗卫生机构数量 | 所在省份基层医疗卫生机构数量（个） | 44757.88 | 21588.34 |
| 基层医疗卫生床位数 | 所在省份基层医疗卫生床位数（张） | 66515.20 | 36920.85 |

（三）模型设定

本文采取标准的双重差分模型（differences-in-differences，简称 DID）研究医保扶贫政策对农村低收入人口医疗服务利用的影响：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 Treat_i \times Post_t + X_{it}\gamma + \delta_t + \delta_c + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： Y_{it} 代表个体*i*在*t*时期的医疗服务利用水平； $Treat_i$ 代表个体*i*是否为低收入人口； $Post_t$ 代表是否已实施医保扶贫政策；为了检验医保扶贫政策实施的效果，笔者设置交互项 $Treat_i \times Post_t$ ，衡量医保扶贫政策对农村低收入人口医疗服务利用的影响； X_{it} 代表个体*i*在*t*时期的个体层面、家庭层面、省份层面的控制变量。同时，（1）式加入年份固定效应 δ_t 和县（市、区）固定效应 δ_c 。

四、实证结果：医保扶贫政策实施效果评估

（一）医保扶贫政策对农村低收入人口医疗服务利用的影响

医保扶贫政策对农村低收入人口医疗服务利用影响的回归结果如表 2 所示。如表 2 方程 1 所示：

交互项在 1%统计水平上显著，且系数为 0.0248，说明医保扶贫政策显著提升了农村低收入人口的住院概率。在控制健康状况的情况下，因病住院概率的提高并不意味着生病次数增加，而是反映了农村低收入人口利用医疗资源能力的增强。农村低收入人口往往具有较高的医疗服务价格弹性，住院费用报销比例的提升可以有效缓解农村低收入人口的流动性约束，提高其医疗服务可及性。如表 2 方程 2 所示：交互项在 1%统计水平上显著，且系数为 0.1938。这说明随着住院概率的增加，农村低收入人口的住院总费用也相应增长。医保扶贫政策对住院以外医疗费用不存在显著影响，这是因为医保扶贫政策主要通过提高住院费用报销比例来满足农村低收入人口就医需求。医疗服务需求的快速释放导致医疗总费用迅速增长，这抵消了住院费用报销比例提高产生的影响，致使自付医疗费用绝对值增加。自付医疗费用的增加从侧面证明：农村低收入人口医疗服务利用水平的提高是来源于“有效需求”得到满足，而不是“过度医疗”。总体上看，医保扶贫政策为农村低收入人口提供了覆盖范围更广、医保待遇更高、更具针对性的医疗保障，显著提升了农村低收入人口的医疗服务利用水平。研究假说 H1 得到验证。

表 2 医保扶贫政策影响农村低收入人口医疗服务利用的基准回归结果

| 变量名称 | 过去 12 个月 是否因病住院 | 过去 12 个月 住院总费用 | 过去 12 个月住 院以外医疗费用 | 过去 12 个月 总医疗费用 | 自付医疗费用 |
|--------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 方程 1 | 方程 2 | 方程 3 | 方程 4 | 方程 5 |
| 是否为低收入人口×是否 已实施医保扶贫政策 | 0.0248*** (0.0071) | 0.1938*** (0.0606) | 0.0835 (0.0615) | 0.1480** (0.0625) | 0.1279** (0.0619) |
| 是否为低收入人口 | -0.0123** (0.0048) | -0.1026** (0.0412) | -0.1946*** (0.0440) | -0.2108*** (0.0454) | -0.2264*** (0.0447) |
| 是否已实施医保扶贫政 策 | 0.0001 (0.0044) | 0.0198 (0.0380) | 0.0980** (0.0424) | 0.0635 (0.0435) | 0.0743* (0.0430) |
| 年龄 | 0.0017*** (0.0001) | 0.0135*** (0.0013) | 0.0132*** (0.0014) | 0.0170*** (0.0015) | 0.0140*** (0.0014) |
| 性别 | 0.0104*** (0.0032) | 0.1075*** (0.0268) | -0.3215*** (0.0314) | -0.2507*** (0.0324) | -0.2654*** (0.0317) |
| 婚姻状况 | 0.0104* (0.0056) | 0.1488*** (0.0480) | 0.0483 (0.0514) | 0.1056** (0.0530) | 0.0898* (0.0516) |
| 工作状况 | -0.0668*** (0.0053) | -0.6228*** (0.0467) | -0.1163*** (0.0443) | -0.3576*** (0.0455) | -0.3180*** (0.0446) |
| 受教育程度为小学 | -0.0061 (0.0045) | -0.0323 (0.0386) | -0.4263*** (0.0414) | -0.4270*** (0.0426) | -0.4108*** (0.0416) |
| 受教育程度为初中 | -0.0111** (0.0050) | -0.0758* (0.0429) | -0.5398*** (0.0479) | -0.5592*** (0.0494) | -0.5412*** (0.0483) |
| 受教育程度为高中、中 专、技校或职高 | -0.0082 (0.0066) | -0.0293 (0.0574) | -0.4137*** (0.0676) | -0.3926*** (0.0698) | -0.4275*** (0.0682) |

(续表 2)

| | | | | | |
|----------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 受教育程度为大专 | -0.0014 (0.0103) | 0.0221 (0.0897) | -0.4640*** (0.1341) | -0.4537*** (0.1369) | -0.5288*** (0.1342) |
| 受教育程度为大学本科 | -0.0119 (0.0126) | -0.0791 (0.1054) | -0.4579*** (0.1679) | -0.5312*** (0.1756) | -0.5950*** (0.1699) |
| 受教育程度为硕士 | -0.0564** (0.0272) | -0.4822** (0.2336) | 0.2423 (0.7261) | -0.0708 (0.7743) | -0.0086 (0.7635) |
| 健康程度自评为很健康 | 0.0051 (0.0037) | 0.0358 (0.0308) | 0.4314*** (0.0513) | 0.4670*** (0.0538) | 0.4488*** (0.0524) |
| 健康程度自评为比较健康 | 0.0335*** (0.0037) | 0.2800*** (0.0314) | 1.3159*** (0.0480) | 1.4116*** (0.0505) | 1.3619*** (0.0492) |
| 健康程度自评为一般健康 | 0.0707*** (0.0054) | 0.5932*** (0.0456) | 1.8930*** (0.0585) | 2.0966*** (0.0608) | 2.0208*** (0.0594) |
| 健康程度自评为不健康 | 0.2240*** (0.0069) | 1.9737*** (0.0602) | 3.2158*** (0.0578) | 3.7756*** (0.0593) | 3.6150*** (0.0580) |
| 家庭规模 | 0.0008 (0.0009) | 0.0042 (0.0076) | -0.0118 (0.0083) | -0.0138 (0.0085) | -0.0049 (0.0083) |
| 家庭总收入 | 0.0000 (0.0000) | 0.0000 (0.0000) | 0.0000 (0.0000) | 0.0000*** (0.0000) | 0.0000** (0.0000) |
| 基层医疗卫生机构数量 | -0.0000 (0.0000) | -0.0000 (0.0000) | -0.0000 (0.0000) | -0.0000 (0.0000) | -0.0000 (0.0000) |
| 基层医疗卫生床位数量 | 0.0000 (0.0000) | 0.0000 (0.0000) | 0.0000 (0.0000) | 0.0000* (0.0000) | 0.0000** (0.0000) |
| 常数项 | -0.0198 (0.0222) | -0.1607 (0.1901) | 1.9444*** (0.2469) | 2.0680*** (0.2549) | 1.9053*** (0.2477) |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县(市、区)固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 48232 | 48159 | 48070 | 48145 | 48034 |
| R ² | 0.0975 | 0.1011 | 0.1834 | 0.2112 | 0.2020 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为个体聚类标准误。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势和安慰剂检验。DID 的前提假设是平行趋势假设，即处理组和控制组的因变量在政策未发生前应当具有相同的时间趋势。本文借鉴 Pilvar and Yousefi (2021) 的做法，通过事件研究法检验平行趋势假设，将调查年份是否为 2014 年（调查年份为 2014 则赋值为 1，否则赋值为 0）与是否为低收入人口的交互项、调查年份是否为 2018 年（调查年份为 2018 则赋值为 1，否则赋值为 0）与是否为低收入人口的交互项也纳入模型中进行考察。结果如表 3 所示：在政策实施前，交互项的估计系数并不显著；在政策实施后，交互项的显著性、系数估计值的方向与基准回归结果一致。表 3 估计

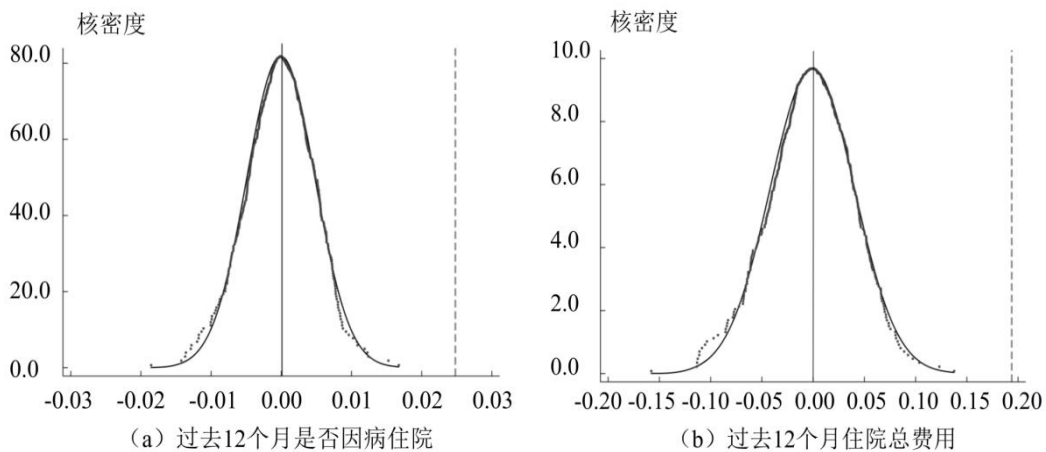
结果表明：一方面，在医保扶贫政策实施前，处理组和控制组具有共同的变化趋势；另一方面，医保扶贫政策有效提升了农村低收入人口的医疗服务利用水平。

表 3 医保扶贫政策影响农村低收入人口医疗服务利用的平行趋势检验

| 变量名称 | 过去 12 个月 | 过去 12 个月 | 过去 12 个月住院 | 过去 12 个月总 | 自付医疗费用 |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|----------------------|---------------------|
| | 是否因病住院 | 住院总费用 | 以外医疗费用 | 医疗费用 | |
| | 方程 1 | 方程 2 | 方程 3 | 方程 4 | 方程 5 |
| 是否为低收入人口×是否 为 2014 年 | -0.0071 (0.0083) | -0.0460 (0.0696) | 0.0227 (0.0752) | -0.0182 (0.0769) | -0.0165 (0.0765) |
| 是否为低收入人口×是否 为 2018 年 | 0.0218*** (0.0078) | 0.1744*** (0.0661) | 0.0930 (0.0687) | 0.1403** (0.0692) | 0.1209* (0.0684) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县(市、区)固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 48232 | 48159 | 48070 | 48145 | 48034 |
| R ² | 0.0975 | 0.1011 | 0.1834 | 0.2112 | 0.2020 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为个体聚类标准误；③以政策实施前一期（2016 年）作为基期；④控制变量同表 2。

本文借鉴 Cantoni et al. (2017) 的方法进行安慰剂检验，以判断医保扶贫政策对低收入人口医疗服务利用的促进作用是否是由其他随机性因素引起的。笔者随机抽取处理组，重复 500 次该随机过程并进行 500 次回归，将每次回归得到的虚拟交互项系数估计值与基准回归中真实交互项的系数估计值进行对比。真实的政策效应若与虚拟的政策效应显著不同，则可排除其他随机因素对结果的干扰。



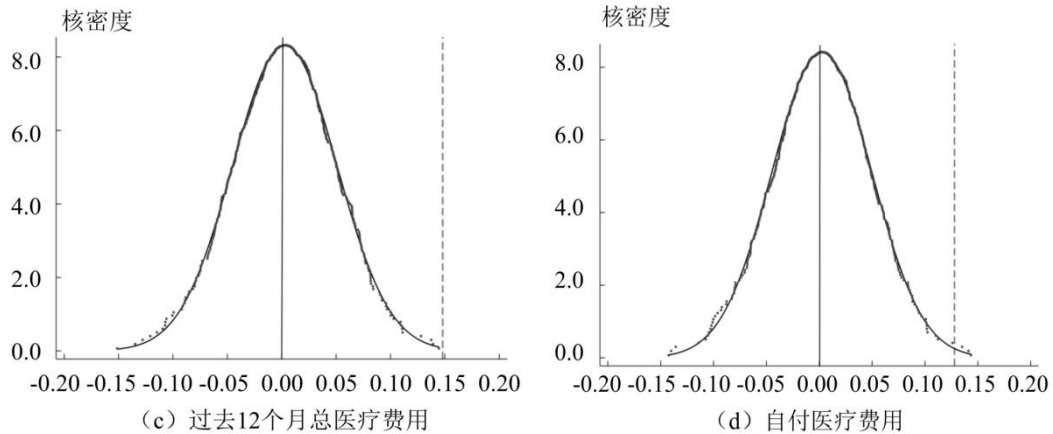


图2 医保扶贫政策影响农村低收入人口医疗服务利用的安慰剂检验

注：曲线图中的圆点为虚拟系数的分布，实线是虚拟系数的正态分布拟合线。

结果如图2所示，右侧竖虚线表示真实系数估计值（表2中交互项的系数），对图2（a）中过去12个月是否因病住院、图2（b）中过去12个月住院总费用这两个被解释变量，真实系数估计值远离安慰剂检验的虚拟系数估计值；对图2（c）中过去12个月总医疗费用、图2（d）中自付医疗费用这两个被解释变量，仅有极少数虚拟系数估计值大于真实系数估计值。这说明：基准回归结果比较稳健，医保扶贫政策提升了低收入人口医疗服务利用水平。

2.调整样本区间。考虑到低收入人口与中高收入人口的医疗行为存在差异，笔者选择中高收入人口作为控制组可能会产生估计偏差，因此，本文通过缩小控制组样本区间来进行稳健性检验。根据2014年全国农村居民人均纯收入，笔者只保留2014年调查时人均收入在10000元以内的样本，重新进行回归。回归结果如表4所示：在缩小控制组样本后，医保扶贫政策使农村低收入人口的住院概率和住院费用显著增加，使农村低收入人口获得了更丰富的医疗资源。这一结果与基准回归结果基本一致，表明基准回归结果是稳健的。

表4 医保扶贫政策影响农村低收入人口医疗服务利用的估计结果（调整控制组）

| 变量名称 | 过去12个月是否因病住院 | 过去12个月住院总费用 | 过去12个月住院以外医疗费用 | 过去12个月总医疗费用 | 自付医疗费用 |
|----------------------|-----------------------|----------------------|--------------------|----------------------|---------------------|
| | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 | 方程5 |
| 是否为低收入人口×是否已实施医保扶贫政策 | 0.0221*** (0.0080) | 0.1668** (0.0686) | 0.1005 (0.0695) | 0.1558** (0.0702) | 0.1302* (0.0696) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县（市、区）固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 29356 | 29300 | 29243 | 29301 | 29238 |
| R ² | 0.1020 | 0.1053 | 0.1961 | 0.2247 | 0.2149 |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为个体聚类标准误；③控制变量同表2。

考虑到疾病冲击是导致收入下降的重要原因,新进入处理组的农村低收入人口可能健康状况更差,相应的医疗服务利用水平更高,这会高估医保扶贫政策的实施效果。为了排除这一因素的影响,笔者调整处理组,删除2016年和2018年调查时新出现的低收入人口,然后重新进行回归,得到回归结果如表5所示。有关结果与基准回归结果基本一致,表明基准回归结果依然稳健。

表5 医保扶贫政策影响农村低收入人口医疗服务利用的估计结果(调整处理组)

| 变量名称 | 过去12个月是否因病住院 | 过去12个月住院总费用 | 过去12个月住院以外医疗费用 | 过去12个月总医疗费用 | 自付医疗费用 |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 | 方程5 |
| 是否为低收入人口×是否已实施医保扶贫政策 | 0.0369*** (0.0085) | 0.2964*** (0.0725) | 0.0947 (0.0716) | 0.2336*** (0.0727) | 0.2166*** (0.0720) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县(市、区)固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 43173 | 43112 | 43032 | 43095 | 42993 |
| R ² | 0.0948 | 0.0985 | 0.1825 | 0.2086 | 0.2001 |

注:①***表示1%的显著性水平;②括号内为个体聚类标准误;③控制变量同表2。

3. 更换估计方法。上述估计仍然可能存在处理组样本的自选择问题,例如健康状况更差的农村居民更容易成为低收入群体从而享受医保扶贫政策。因此,为了降低样本自选择问题对回归结果的影响,本文进一步采用PSM-DID方法进行估计。首先,使用是否为低收入人口对农村居民年龄、性别、婚姻状况、工作状况、受教育程度、健康程度自评、家庭规模、家庭收入、基层医疗卫生机构数量和基层医疗卫生床位数进行Logit回归,根据回归系数得到各个样本的倾向得分;其次,根据估计的倾向得分,采用1:2近邻匹配法进行匹配;再次,为了保证匹配的可靠性,对匹配后的样本进行平行趋势检验,结果显示匹配后的样本满足平行趋势假设^①;最后,使用匹配数据对(1)式进行回归,得到回归结果如表6所示。根据表6,所有方程交互项的显著性、系数大小和方向均与基准回归结果一致,因此,医保扶贫政策对低收入人口医疗服务利用存在正向影响的研究结论是稳健的。笔者进一步采用核匹配和半径匹配法重复上述过程,得到的结果与表6类似^②。

表6 医保扶贫政策影响农村低收入人口医疗服务利用的估计结果(PSM-DID)

| 变量名称 | 过去12个月是否因病住院 | 过去12个月住院总费用 | 过去12个月住院以外医疗费用 | 过去12个月总医疗费用 | 自付医疗费用 |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
| | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 | 方程5 |
| 是否为低收入人口×是否已实施医保扶贫政策 | 0.0247*** (0.0071) | 0.1928*** (0.0607) | 0.0831 (0.0616) | 0.1468** (0.0625) | 0.1267** (0.0619) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

^①限于篇幅,本文未报告平衡趋势检验结果,读者如有需要请联系笔者索取。

^②限于篇幅,本文未报告采用核匹配和半径匹配法估计得到的回归结果,读者如有需要请联系笔者索取。

(续表 6)

| | | | | | |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县(市、区)固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 48164 | 48091 | 48002 | 48077 | 47966 |
| R ² | 0.0974 | 0.1010 | 0.1835 | 0.2114 | 0.2020 |

注：①***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；②括号内为个体聚类标准误；③控制变量同表 2。

4.排除其他扶贫政策干扰。自 2013 年提出精准扶贫战略之后，国家和各省份陆续出台了一系列专项扶贫政策，低收入人口医疗服务利用可能受其他扶贫政策的影响，从而导致医保扶贫政策实施效果被高估。为了排除其他政策的干扰，本文从国家乡村振兴局搜集到 2016 年和 2018 年各省(区、市)收到的中央财政专项扶贫资金总额，按照样本个体所在省份与微观数据进行匹配，并将其作为其他扶贫政策的代理变量纳入回归模型中，得到回归结果如表 7 所示。各方程回归结果与基准回归结果一致，这从侧面证明了低收入人口医疗服务利用的提升来源于医保扶贫政策，而非其他政策。究其原因，可能主要有两点：第一，虽然同时期陆续出台了其他扶贫政策，但医保扶贫政策对低收入人口医疗服务利用具有最直接的影响；第二，即使其他扶贫政策对低收入人口医疗服务利用存在影响，这种影响也是通过收入或劳动力市场参与等途径发挥作用，基准回归的控制变量已包含上述因素。

表 7 医保扶贫政策影响农村低收入人口医疗服务利用的估计结果(排除其他专项扶贫政策干扰)

| 变量名称 | 过去 12 个月 | 过去 12 个月 | 过去 12 个月住院 | 过去 12 个月 | 自付医疗费用 |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | 是否因病住院 | 住院总费用 | 以外医疗费用 | 总医疗费用 | |
| | 方程 1 | 方程 2 | 方程 3 | 方程 4 | 方程 5 |
| 是否为低收入人口×是否已实施医保扶贫政策 | 0.0217*** (0.0079) | 0.1728*** (0.0668) | 0.1066 (0.0691) | 0.1483** (0.0697) | 0.1296* (0.0689) |
| 中央专项扶贫资金 | -0.0014 (0.0076) | -0.0247 (0.0659) | -0.0571 (0.0939) | -0.1168 (0.0931) | -0.1551* (0.0907) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县(市、区)固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 31732 | 31682 | 31682 | 31733 | 31661 |
| R ² | 0.1130 | 0.1171 | 0.1849 | 0.2163 | 0.2071 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为个体聚类标准误；③控制变量同表 2。

(三) 医保扶贫政策作用机制检验

医保扶贫政策主要包含降低个人医保缴费和提高医保待遇两个方面，本部分将考察这两种作用途径。第一种作用途径是医保扶贫政策通过财政补贴减轻低收入人口参保负担，提高基本医疗保险参与率，进而影响医疗服务利用。笔者使用是否参加基本医疗保险(若参保则赋值为 1，否则赋值为 0)作为因变量，考察医保扶贫政策是否有效提升低收入人口的参保率。同时，笔者根据各省(区、市)医保扶贫政策中的保费补贴情况，将样本分为部分补贴组和全额补贴组进行分组回归。回归结果如表 8 所示：无论是总体样本，还是部分补贴组和全额补贴组，医保扶贫政策均没有对低收入人口参保率产

生显著影响。同时，CFPS 数据显示：低收入人口和中高收入人口的参保率都在 90%以上，并且两组人群的参保率并没有显著差异。这说明，医保扶贫政策没有通过降低个人医保缴费对低收入人口医疗服务利用产生影响。

表 8 医保缴费补贴方式对农村低收入人口参保率的影响

| 变量名称 | 是否参加基本医疗保险 | 是否参加基本医疗保险 | 是否参加基本医疗保险 |
|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 方程 1 | 方程 2 | 方程 3 |
| 是否为低收入人口×是否已实施医保扶贫政策 | -0.0029 (0.0059) | -0.0096 (0.0098) | -0.0002 (0.0075) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县（市、区）固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 48593 | 22004 | 26589 |
| R ² | 0.0916 | 0.0878 | 0.1044 |

注：①括号内为个体聚类标准误；②控制变量同表 2。

第二种途径是医保扶贫政策通过提高住院费用报销比例，降低医疗服务价格，从而增加低收入人口医疗服务利用。笔者依据样本个体住院费用报销比例提升幅度将样本分为低中高 3 组，其中，所在省份住院费用报销比例增幅小于等于 5%的样本个体被划分为低增幅组，所在省份住院费用报销比例增幅大于 5%且小于等于 10%的样本个体被划分为中增幅组，所在省份住院费用报销比例增幅大于 10%的样本个体被划分为高增幅组。根据表 9 的回归结果：对于低增幅组和中增幅组，医保扶贫政策对低收入人口的医疗服务利用的影响虽然为正，但是不显著；对于高增幅组，医保扶贫政策使农村低收入人口的医疗服务利用情况得到了显著改善，这证明医保待遇提升在促进农村低收入人口医疗服务利用方面的重要作用，也说明农村低收入人口医疗服务价格弹性较高，只有较大幅度提升住院费用报销比例才能有效提高低收入人口的医疗服务利用水平。农村低收入人口面临流动性约束，难以负担住院等医疗费用，医疗服务需求无法得到有效满足。只有对症下药，提升农村低收入人口住院费用报销比例，降低其医疗负担，才能有效缓解农村低收入人口“看病贵、看病难”问题，保证医保扶贫政策的精准性。

表 9 医保待遇提升幅度对农村低收入人口医疗服务利用的影响

| 变量名称 | 低增幅组 | | 中增幅组 | | 高增幅组 | |
|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 过去 12 个月是 否因病住院 | 过去 12 个月住 院总费用 | 过去 12 个月是 否因病住院 | 过去 12 个月住 院总费用 | 过去 12 个月是 否因病住院 | 过去 12 个月住 院总费用 |
| | 方程 1 | 方程 2 | 方程 3 | 方程 4 | 方程 5 | 方程 6 |
| 是否为低收入人口×是否已实施医保扶贫政策 | 0.0082 (0.0112) | 0.0667 (0.0950) | 0.0152 (0.0128) | 0.1141 (0.1102) | 0.0535*** (0.0135) | 0.4186*** (0.1144) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

(续表 9)

| | | | | | | |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 县(市、区)固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 18038 | 18017 | 15355 | 15328 | 14839 | 14814 |
| R ² | 0.0981 | 0.1002 | 0.0965 | 0.1015 | 0.1053 | 0.1098 |

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为个体聚类标准误；③控制变量同表2。

随着中国基本医疗保险体系的不断完善，医疗保险已经基本实现全民覆盖，即使是低收入人口也早已经参加了医疗保险。在参保率很高的情况下，限制低收入人口享受医疗服务的关键因素可能并不是医保覆盖水平，而是医保待遇水平。

(四) 异质性检验

前文已经证实，医保扶贫政策主要通过提高医保待遇增加农村低收入人口的医疗服务利用，但这种影响在各个群体中是否存在差异？现有文献表明：不同年龄段群体的医疗服务价格弹性不尽相同（Han et al., 2020），农村低收入家庭面临更加严峻的流动性约束，那么，成年人与儿童的医疗服务价格弹性是否也存在差异？本文将样本分为儿童组和成年人组（样本个体大于等于15岁则属于成年人组，否则属于儿童组），分别考察医保扶贫政策对儿童和成年人的医疗服务利用的影响。其中：儿童组的处理组是低收入家庭的儿童，控制组是中高收入家庭的儿童；成年人组类似。根据表10，医保扶贫政策显著提升了农村低收入家庭成年人的医疗服务利用水平，但对农村低收入家庭儿童医疗服务利用没有显著影响。出现这种情况的原因可能有两个：一是农村低收入家庭尽管面临收入限制，但在儿童医疗投资方面比较慷慨，因此对医疗服务价格不敏感；二是家长对孩子的健康状况认知不足，无法敏锐察觉到孩子的患病情况，因此对医疗服务价格不敏感。

表 10 医保扶贫政策影响农村低收入人口医疗服务利用的年龄异质性分析

| 变量名称 | 儿童组 | | 成年人组 | |
|----------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 过去12个月 是否因病住院 | 过去12个月 住院总费用 | 过去12个月 是否因病住院 | 过去12个月 住院总费用 |
| | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程4 |
| 是否为低收入人口×是否已实施医保扶贫政策 | 0.0189 (0.0126) | 0.1618 (0.1010) | 0.0264*** (0.0083) | 0.2042*** (0.0715) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县(市、区)固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 10201 | 10188 | 38031 | 37971 |
| R ² | 0.0821 | 0.0835 | 0.1064 | 0.1083 |

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为个体聚类标准误；③控制变量同表2。

实际上，儿童卫生保健需求对价格是敏感的。Han et al. (2020) 研究发现，医疗补贴政策变化会影响儿童医疗服务利用水平。《2018年全国第六次卫生服务统计调查报告》显示，农村0~4岁、5~14岁人员需住院而未住院比例分别是8.9%、10.6%，低收入家庭儿童医疗服务需求并未得到有效满足。

现有研究也表明，低收入家庭儿童医疗服务利用长期处于较低水平，两周患病未就诊率较高（赵苗苗等，2012；杜本峰等，2020）。在低收入家庭儿童医疗服务需求没有得到充分满足的前提下，提高医保报销比例对低收入家庭儿童医疗服务利用没有显著影响，这更可能是因为父母健康素养不足。CFPS 数据显示，农村低收入家庭家长报告的儿童过去 1 个月患病率显著低于中高收入家庭。根据《中国居民营养与慢病状况报告（2015）》，中国低收入家庭儿童营养健康状况明显更差。根据上述数据，农村低收入家庭家长报告的儿童患病情况与统计数据之间存在明显的偏差，这说明农村低收入家庭家长可能低估了孩子的患病情况。这种低估并非是因为农村低收入家庭家长不重视孩子健康，而是因为农村低收入家庭家长的受教育程度有限，无法掌握充足的健康信息（于冬梅等，2019），尤其是缺乏与孩子相关的健康素养。而儿童的就医决策依赖于父母的健康素养，在农村低收入家庭父母健康素养不高的情况下，儿童患病情况可能更难以被父母察觉，导致农村低收入家庭儿童患病情况被低估。因此，医疗服务价格下降难以带来农村低收入家庭儿童就医水平的提高。

本部分考察医保扶贫政策对不同性别群组的影响有何差异，这里主要分析成年人群体。长期以来，农村地区女性在医疗资源分配中处于弱势地位（崔斌和李卫平，2009），医保扶贫政策是否能够缓解这一不平等现象，有待于进一步的实证检验。如表 11 所示，医保扶贫政策对男性医疗服务利用的改善效果要优于女性^①，这可能是由于女性低收入人口在生病后因为更担心费用、时间等问题而避免就医。女性医疗服务利用情况的改善，一方面可以促进女性低收入人口的减少，另一方面可以通过提高女性的健康状况对子女的教育和营养健康等产生积极影响，从而帮助家庭走出低收入陷阱。女性医疗服务利用和健康状况的改善是提升农村低收入家庭内生发展动力的重要途径。因此，未来的健康促进行动应更加关注女性低收入人口。

表 11 医保扶贫政策影响农村低收入人口医疗服务利用的性别异质性分析

| 变量名称 | 成年男性 | | 成年女性 | |
|--------------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | 过去 12 个月 是否因病住院 | 过去 12 个月 住院总费用 | 过去 12 个月 是否因病住院 | 过去 12 个月 住院总费用 |
| | 方程 1 | 方程 2 | 方程 3 | 方程 4 |
| 是否为低收入人口×是否 已实施医保扶贫政策 | 0.0304*** (0.0114) | 0.2364** (0.0980) | 0.0229* (0.0122) | 0.1792* (0.1042) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县（市、区）固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 18083 | 18052 | 19948 | 19919 |
| R ² | 0.1209 | 0.1229 | 0.1069 | 0.1080 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为个体聚类标准误；③控制变量同表 2。

^①其他因变量回归结果类似，限于篇幅，本文不再详细报告，读者如有需要请联系笔者索取。

五、医保扶贫政策对农村低收入人口健康状况的影响

（一）医保扶贫政策对农村低收入人口健康状况的影响

本节研究医保扶贫政策对农村低收入人口健康状况的影响。在样本期内医保扶贫政策实施时间尚短，因此笔者主要选取反映健康状况短期变化的相关指标，以儿童营养不良变量来衡量儿童健康状况，以成年人是否消瘦来衡量成年人健康状况。首先，笔者计算儿童年龄别体重 Z 评分。笔者参照李辉等（2009）制定的中国儿童体重标准化生长曲线，确定年龄别体重的标准值，以每个样本的观测值减去标准值再除以标准差得出年龄别体重 Z 评分。Z 评分表示儿童偏离参照人群中位数多少个标准差，其正负和大小具有评价意义。年龄别体重 Z 评分能反映儿童短期营养以及疾病状况：当儿童年龄别体重 Z 评分小于-2 时，儿童属于营养不良，儿童营养不良变量赋值为 1；否则，儿童营养不良变量赋值为 0。其次，笔者计算成年人身体质量指数。根据《中国居民膳食指南（2022）》的标准，当成年人身体质量指数小于 18.5 时，属于消瘦状态，成年人是否消瘦变量赋值为 1；否则，成年人是否消瘦变量赋值为 0。回归结果如表 12 所示，医保扶贫政策对儿童营养不良没有显著影响，对成年人是否消瘦则有显著改善作用。这意味着，医保扶贫政策增加了农村低收入家庭成年人的医疗服务利用，由此缓解了疾病导致的消瘦问题，并为健康水平的整体提升奠定基础。需要注意的是，居民健康水平的显著提升是一个长期过程，医保扶贫政策的健康效应有待未来进一步研究。

表 12 医保扶贫政策对农村低收入人口健康状况的影响

| 变量名称 | 儿童营养不良 | 成年人是否消瘦 |
|----------------------|---------------------|------------------------|
| | 方程 1 | 方程 2 |
| 是否为低收入人口×是否已实施医保扶贫政策 | -0.0073 (0.0177) | -0.0284*** (0.0069) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 |
| 县（市、区）固定效应 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 6529 | 36116 |
| R ² | 0.0981 | 0.0744 |

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为个体聚类标准误；③控制变量同表 2。

（二）医保扶贫政策对农村低收入人口健康素养的影响

健康素养代表着个体获取健康信息、掌握健康技能，并做出正确健康行为决策的能力（Jones and Furner, 1998）。结合 CFPS 数据的可得性，本文通过锻炼行为和处理疾病的方式来反映健康素养。成年人和儿童的健康素养衡量方式为：若成年人或儿童在过去一周进行 3 次十分钟以上的锻炼，成年人或儿童锻炼行为变量赋值为 1；否则，变量赋值为 0。由于儿童的就医决策往往由父母做出，因此本文进一步选取 CFPS 问卷中“孩子生小病（例如发热、腹泻等）如何处理”这一问题来衡量父母关于孩子的健康素养，问题相应的选项为：第一，立刻找医生看病；第二，自己找药或买药；第三，民间方法治疗（例如刮痧等）；第四，去求神拜佛或做法事；第五，不采取任何措施，等病慢慢好。本文将五

种回答分类处理：若父母选择第一种处理方式，则孩子生病是否立刻看医生变量赋值为 1，代表父母关于孩子的健康素养水平较高；若父母选择其他处理方式，则孩子生病是否立刻看医生变量均赋值为 0。本文以上述成年人锻炼行为、儿童锻炼行为和孩子生病是否立刻看医生 3 个变量分别衡量成年人自身健康素养、儿童自身健康素养和父母关于孩子的健康素养。表 13 报告了医保扶贫政策对健康素养影响的回归结果。根据表 13，医保扶贫政策提升了低收入家庭成年人的健康素养，反映为他们进行了更多的锻炼。但是，医保扶贫政策对儿童自身健康素养以及父母关于孩子的健康素养没有明显影响。由于早期及时接受医疗服务对儿童健康成长具有积极作用（Wherry et al., 2017），医保扶贫政策应更加关注低收入家庭儿童，为低收入家庭家长提供更多的健康教育。

综上所述，制约不同收入群体医疗服务利用的因素可能不尽相同，低收入家庭成年人更多受限于流动性约束，而低收入家庭儿童更多受限于父母的健康素养。具体来讲，医保扶贫政策能显著降低医疗服务价格，低收入家庭成年人的医疗服务利用水平相应提高。同时，在此过程中，低收入家庭成年人通过及时就医增加了对自身健康状况的了解，健康素养进一步增强。但是，低收入家庭儿童的患病情况往往被家长低估，即使医疗服务价格降低，儿童的医疗服务利用水平也没有显著提升。低收入家庭父母无法通过就医增加对孩子健康状况的了解，医疗服务利用与健康素养之间的良性互动难以实现。由此可知，不同收入群体医疗服务利用的限制因素存在差异，以提升医保待遇为核心的医保扶贫政策对不同群体产生了不同的作用。研究假说 H2 得到验证。

表 13 医保扶贫政策对健康素养的影响

| 变量名称 | 成年人锻炼行为 | 儿童锻炼行为 | 孩子生病是否立刻看医生 |
|----------------------|----------------------|--------------------|---------------------|
| | 方程 1 | 方程 2 | 方程 3 |
| 是否为低收入人口×是否已实施医保扶贫政策 | 0.0186** (0.0075) | 0.0027 (0.0149) | -0.0141 (0.0225) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县（市、区）固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 38482 | 3629 | 10201 |
| R ² | 0.0453 | 0.8932 | 0.1632 |

注：①**表示 5% 的显著性水平；②括号内为个体聚类标准误；③控制变量同表 2。

六、结论与政策启示

为保障医疗保险充分发挥抵御风险、减缓贫困的作用，各省（区、市）于 2016—2017 年相继出台了以适当补贴个人缴费、提升住院费用报销比例为核心的医保扶贫政策。本文基于 2014 年、2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查数据，利用双重差分方法评估了医保扶贫政策的实施效果及其作用机制。实证结果表明：医保扶贫政策显著提升了农村低收入人口医疗服务利用水平，具体表现是农村低收入人口的住院概率和住院费用均显著提高；医保扶贫政策通过提高住院报销比例、降低农村低收入人口的医疗负担，提升了农村低收入人口医疗服务利用水平；医保扶贫政策显著提高了农村低收入家庭成

年人的医疗服务利用水平，且其健康状况和健康素养也随之提升；由于农村低收入家庭家长健康素养不高，儿童患病情况被低估，医保扶贫政策对农村低收入家庭儿童的作用有限。

为充分发挥医疗保险在提升农民健康水平方面的重要作用，本文提出以下政策启示：第一，在乡村振兴背景下，不断完善医保制度，构建多层次医疗保障机制。要发挥城乡居民基本医疗保险的基础保障功能，充分激发大病保险抵御风险功能，发挥医疗救助兜底保障功能，为农户构建预防返贫保障线。同时，通过调整保费补贴政策、医疗报销政策和医疗保障基金账户结构等措施，防范“边脱贫、边返贫”现象的发生。第二，加强健康知识宣传教育，提高农户的健康素养。使农村低收入人口有能力判断自己或家庭成员是否患病并及时寻求医疗服务，是确保其健康水平稳步提升的关键。因此，应加强宣传教育工作，增强低收入人口对自身和家庭的健康管理意识。

参考文献

- 1.陈昊、陈建伟、马超，2020：《助力健康中国：精准扶贫是否提高了医疗服务利用水平》，《世界经济》第12期，第76-101页。
- 2.程令国、张晔，2012：《“新农合”：经济绩效还是健康绩效？》，《经济研究》第1期，第120-133。
- 3.崔斌、李卫平，2009：《健康性别不平等与政府卫生预算的社会性别分析》，《人口与发展》第1期，第60-65页。
- 4.杜本峰、王翔、周丽金、李炜洁，2020：《困境家庭儿童卫生服务利用特征与影响因素——基于安德森健康行为模型的实证研究》，《中国卫生政策研究》第10期，第54-61页。
- 5.范红丽、王英成、元锐，2021：《城乡统筹医保与健康实质公平——跨越农村“健康贫困”陷阱》，《中国农村经济》第4期，第69-84页。
- 6.方迎风、周辰雨，2020：《健康的长期减贫效应——基于中国新型农村合作医疗政策的评估》，《当代经济科学》第4期，第17-28页。
- 7.胡宏伟、李杨、郑丽莎，2012：《统筹城乡基本医疗保险体系实现路径分析》，《社会保障研究》第1期，第16-22页。
- 8.黄薇，2017：《医保政策精准扶贫效果研究——基于URBMI试点评估入户调查数据》，《经济研究》第9期，第117-132页。
- 9.黄薇，2019：《保险政策与中国式减贫：经验、困局与路径优化》，《管理世界》第1期，第135-150页。
- 10.解垚，2009：《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》，《经济研究》第2期，第92-105页。
- 11.李静，2019：《中国健康扶贫的成效与挑战》，《求索》第5期，第95-103页。
- 12.李辉、季成叶、宗心南、张亚钦，2009：《中国0~18岁儿童、青少年身高、体重的标准化生长曲线》，《中华儿科杂志》第7期，第487-492页。
- 13.李实、詹鹏、杨灿，2016：《中国农村公共转移收入的减贫效果》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第5期，第71-80页。
- 14.林万龙、刘竹君，2021：《变“悬崖效应”为“缓坡效应”？——2020年后医疗保障扶贫政策的调整探讨》，《中国农村经济》第4期，第53-68页。
- 15.马超、顾海、孙徐辉，2015：《参合更高层次的医疗保险能促进健康吗？——来自城乡医保统筹自然实验的证据》，

《公共管理学报》第2期,第106-118页、第158页。

16.齐良书,2011:《新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究》,《数量经济技术经济研究》第8期,第35-52页。

17.昝钰淇、傅虹桥、李玲,2020:《患者成本分担变动对医疗费用和健康结果的影响——来自住院病案首页数据的经验分析》,《经济学(季刊)》第4期,第1441-1466页。

18.汪三贵、刘明月,2019:《健康扶贫的作用机制、实施困境与政策选择》,《新疆师范大学学报(哲学社会科学版)》第3期,第82-91页、第2页。

19.于冬梅、李淑娟、琚腊红、郭齐雅、许晓丽、付萍、于文涛、赵丽云、丁钢强,2019:《2010—2012年中国成年居民高血压知晓率、治疗率和控制率现况》,《卫生研究》第6期,第913-918页。

20.张仲芳,2017:《精准扶贫政策背景下医疗保障反贫困研究》,《探索》第2期,第81-85页。

21.赵苗苗、孟庆跃、李慧、李军、李林贵、王翠丽、Stephen Nicholas,2012:《贫困农村留守儿童卫生服务利用及影响因素分析》,《中国卫生经济》第3期,第45-47页。

22.赵绍阳、陈钰晓、何庆红,2020:《新生儿未参保之谜:基本事实、成因及其影响》,《中国工业经济》第4期,第61-78页。

23.赵绍阳、臧文斌、尹庆双,2015:《医疗保障水平的福利效果》,《经济研究》第8期,第130-145页。

24.周钦、田森、潘杰,2016:《均等下的不公——城镇居民基本医疗保险受益公平性的理论与实证研究》,《经济研究》第6期,第172-185页。

25.Cantoni, D., Y. Y. Chen, D. Y. Yang, N. Yuchtman, and Y. J. Zhang, 2017, "Curriculum and Ideology", *Journal of Political Economy*, 125(2): 338-392.

26.Currie, J., and J. Gruber, 1996, "Health Insurance Eligibility, Utilization of Medical Care, and Child Health", *The Quarterly Journal of Economics*, 111(2): 431-466.

27.Finkelstein, A., S. Taubman, B. Wright, M. Bernstein, J. Gruber, J. P. Newhouse, H. Allen, and K. Baicker, 2012, "The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year", *The Quarterly Journal of Economics*, 127(3): 1057-1106.

28.Giles, J., X. Meng, S. Xue, and G. Zhao, 2021, "Can Information Influence the Social Insurance Participation Decision of China's Rural Migrants", *Journal of Development Economics*, 150(383): 102645.

29.Han, H. W., H. M. Lien, and T. T. Yang, 2020, "Patient Cost-Sharing and Healthcare Utilization in Early Childhood: Evidence from a Regression Discontinuity Design", *American Economic Journal: Economic Policy*, 12(3): 238-278.

30.Jones, J. T., and M. Furner, 1998, "Health Promoting Schools: A Healthy Setting for Living, Learning and Working", WHO Global School Health Initiative & World Health Organization, <https://extranet.who.int/iris/restricted/handle/10665/63868>.

31.Lurie, N., N. B. Ward, M. F. Shapiro, C. Gallego, R. Vaghaiwalla, and R. H. Brook, 1986, "Termination of Medi-Cal Benefits", *New England Journal of Medicine*, 314(19): 1266-1268.

32.Pilvar, H., and K. Yousefi, 2021, "Changing Physicians' Incentives to Control the C-section Rate: Evidence from a Major Health Care Reform in Iran", *Journal of Health Economics*, 79(1): 102514.

33.Schillinger, D., K. Grumbach, J. Piette, F. Wang, D. Osmond, C. Daher, J. Palacios, G. Sullivan, and A. Bindman, 2002,

“Association of Health Literacy with Diabetes Outcomes”, *Jama*, 288(4): 475-482.

34. Wagstaff, A., 2002, “Poverty and Health Sector Inequalities”, *Bulletin of the World Health Organisation*, 80(2): 97-105.

35. Wherry, L. R., S. Miller, R. Kaestner, and B. D. Meyer, 2017, “Childhood Medicaid Coverage and Later Life Health Care Utilization”, *The Review of Economics and Statistics*, 100(2): 287-302.

(作者单位: ¹ 郑州大学政治与公共管理学院;

² 四川大学经济学院;

³ 浙江大学经济学院;

⁴ 郑州大学公共管理研究中心;

⁵ 郑州大学当代资本主义研究中心)

(责任编辑: 光明)

The Impact of Medical Insurance Poverty Alleviation Policies on the Utilization of Medical Services for Rural Low-income Population

CHEN Yuxiao ZHAO Shaoyang LU Liqi

Abstract: Effectively playing the poverty-blocking function of social medical insurance is an important foundation for consolidating and expanding the achievements of poverty eradication and enhancing the endogenous development momentum of areas out of poverty and people out of poverty. Based on the data of CFPS three tracking surveys in 2014, 2016 and 2018, this article uses a difference-in-differences model to evaluate the impact of medical insurance poverty alleviation policies on the utilization of medical care services by rural low-income households. The empirical results show that medical insurance poverty alleviation policies have significantly increased medical services utilization by rural low-income population through increasing the level of medical insurance benefits. This conclusion remains robust through a series of robustness and placebo tests. Further analysis shows that medical insurance poverty alleviation policies can significantly promote medical services utilization by rural low-income adults, but they have no obvious impact on medical service utilization by rural low-income children. A lack of children-related health knowledge and skills in low-income families may contribute to this heterogeneous impact. Therefore, it is necessary to guarantee medical insurance benefits of low-income people and strengthen their health education.

Key Words: Medical Insurance for Poverty Alleviation; Medical Service Utilization; Health Status; Health Literacy